

Documento de trabajo 98-18
Series de Economía 04
Mayo 98

Departamento de Economía
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Spain)
Fax (341) 624-98-75

UN ANÁLISIS DE LOS EFECTOS CÍCLICOS DE LA POLÍTICA MONETARIA EN ESPAÑA (1977-1996)

Juan J. Dolado y Ramón María-Dolores*

Resumen

En este trabajo se analiza si la política monetaria tiene efectos asimétricos sobre la producción en las distintas fases del ciclo económico en España, tal como sugieren diferentes modelos en los que se analizan las implicaciones derivadas de la existencia de precios fijos o restricciones de carácter financiero. Según estos modelos las variaciones en el instrumento monetario de control tendrán un mayor efecto en las fases de recesión del ciclo económico que en las fases de expansión. Asimismo, estas variaciones pueden dar lugar a un incremento en la probabilidad de cambio de una fase a otra del ciclo. Mediante el empleo de la metodología de series temporales sujetas a cambio de régimen propuesta por Hamilton (1989), oportunamente modificada para permitir la presencia de variables explicativas, se intenta responder a las siguientes preguntas: (i) ¿Produce la política monetaria un efecto distinto en las fases del ciclo económico?, (ii) ¿Facilitan las disminuciones de tipos de interés la salida de una fase de recesión? y (iii) ¿Es mayor el efecto de la política monetaria en aquellos períodos en los que se produce un cambio de fase del ciclo económico o dentro de una determinada fase del ciclo?.

Palabras clave: Ciclos económicos, política monetaria, modelo con regímenes cambiantes.

* Dolado, Departamento Economía, Universidad Carlos III de Madrid; E-mail: dolado@eco.uc3m.es. María-Dolores, Departamento Economía, Universidad Carlos III de Madrid; E-mail: ramonmar@eco.uc3m.es.

Estamos muy agradecidos a Gema Alvarez, Raouf Boucekine y Ana Montes por sus comentarios, y especialmente a Gabriel Pérez Quirós por su ayuda en la programación de los procedimientos de estimación. Los programas están disponibles a petición del lector. Los errores son de nuestra entera responsabilidad.

Un análisis de los efectos cíclicos de la política monetaria en España (1977-1996)*

Juan J. Dolado[†] Ramón María-Dolores[‡]

Mayo 1998

Palabras clave: Ciclos económicos, política monetaria ,
modelo con regímenes cambiantes

*Estamos muy agradecidos a Gema Alvarez, Raouf Boucekine y Ana Montes por sus comentarios, y especialmente a Gabriel Pérez Quirós por su ayuda en la programación de los procedimientos de estimación. Los programas están disponibles a petición del lector. Los errores son de nuestra entera responsabilidad.

[†]Departamento de Economía Universidad Carlos III de Madrid. c/Madrid, 126 28903 GETAFE (Madrid). Correo electrónico: dolado@eco.uc3m.es

[‡]Departamento de Economía Universidad Carlos III de Madrid. c/Madrid, 126 28903 GETAFE (Madrid). Correo electrónico: ramonmar@eco.uc3m.es

Resumen

En este trabajo se analiza si la política monetaria tiene efectos asimétricos sobre la producción en las distintas fases del ciclo económico en España, tal como sugieren diferentes modelos en los que se analizan las implicaciones derivadas de la existencia de precios fijos o restricciones de carácter financiero. Según estos modelos las variaciones en el instrumento monetario de control tendrán un mayor efecto en las fases de recesión del ciclo económico que en las fases de expansión. Asimismo, estas variaciones pueden dar lugar a un incremento en la probabilidad de cambio de una fase a otra del ciclo. Mediante el empleo de la metodología de series temporales sujetas a cambio de régimen propuesta por Hamilton (1989), oportunamente modificada para permitir la presencia de variables explicativas, se intenta responder a las siguientes preguntas: (i) ¿Produce la política monetaria un efecto distinto en las fases del ciclo económico?, (ii) ¿Facilitan las disminuciones de tipos de interés la salida de una fase de recesión? y (iii) ¿Es mayor el efecto de la política monetaria en aquellos períodos en los que se produce un cambio de fase del ciclo económico o dentro de una determinada fase del ciclo?.

1 Introducción

Desde hace mucho tiempo ha existido un amplio debate en Macroeconomía sobre la magnitud de los efectos reales de la política monetaria, en concreto sobre la producción, habiendo aparecido en la literatura una gran diversidad de modelos que implican un mayor efecto de la misma en las fases recesivas.

El objetivo principal de este trabajo se centra en realizar un análisis de los efectos de la política monetaria en las distintas fases del ciclo económico para el caso de la economía española. Para ello se considera únicamente el periodo muestral comprendido entre 1977 y 1996, en el que el Banco de España ha llevado a cabo una política monetaria activa¹, con el fin de poder contrastar las principales implicaciones de dichos modelos.

Para ello se empleará una extensión de la metodología de series temporales sujetas a cambio de régimen propuesta por Hamilton (1989), procediendo a estimar una ecuación que determine la evolución de la tasa de crecimiento del PIB y en la que se diferencien claramente dos fases en el ciclo económico, una de expansión y otra de recesión o crecimiento moderado. En la metodología original propuesta por Hamilton (1989), el crecimiento de la producción se modeliza incluyendo una variable latente de estado que corresponde bien a una expansión o bien a una recesión. El uso de esta metodología se debe a la diversidad de ventajas que presenta. En primer lugar, permite la presencia de no linealidad y asimetrías (a diferencia de los modelos lineales). En segundo lugar, a la hora de estimar los coeficientes de la ecuación, otorga mayor peso relativo a las observaciones que corresponden a recesiones, cuando nos encontramos dentro de una fase de este estilo y, en el caso contrario, a las

¹Véase Rojo y Pérez (1977) y Servicio de Estudios del Banco de España (1997).

observaciones correspondientes a los periodos de expansión. Por último, en la metodología de Hamilton, los estados de recesión y expansión no son observables y se infieren a través de los datos, pudiendo obtenerse la probabilidad de que en un determinado periodo, t , la economía se encuentre en un estado u otro en base al conjunto de información disponible en el periodo $t-1$, mediante el empleo del denominado filtro de Hamilton.

En concreto, para los propósitos de este trabajo, utilizamos una extensión del modelo original de Hamilton (1989) en dos direcciones. La primera consiste en introducir variables explicativas al permitir que la política monetaria afecte al crecimiento de la producción. La segunda consiste en considerar que la probabilidad de trasladarse de una fase cíclica a otra dependa de cual sea la política monetaria llevada a cabo.

Teniendo en cuenta estas consideraciones se puede analizar si la política monetaria tiene efectos distintos dependiendo de cual sea la fase del ciclo económico en la que nos encontremos. Asimismo, se puede contrastar si acciones de política monetaria expansiva, tales como disminuciones de los tipos de interés de intervención, aumentan las probabilidades de expansión. Por último, también resulta posible analizar si el efecto de la política monetaria es mayor en aquellos periodos en los que se produce un cambio de fase en el ciclo económico que dentro de una determinada fase del mismo.

Un aspecto de carácter primordial, a la hora de llevar a cabo nuestro análisis, es el procedimiento de medición de los efectos de la política monetaria. En este sentido, el análisis se puede enfocar desde dos perspectivas diferentes. En primer lugar, si se considera válida la hipótesis de la neutralidad del dinero en un modelo con expectativas racionales, solo los *shocks* no anticipados de

política monetaria producirán efectos reales sobre la economía. En este caso se estimaría una ecuación de reacción de política monetaria con objeto de extraer los *shocks* no anticipados, los cuales posteriormente se introducirían en la ecuación que determina la tasa de crecimiento de la producción, en la que se distingue las distintas fases del ciclo económico para poder analizar los diversos efectos de la política monetaria. El segundo enfoque consiste en suponer que no se cumple la hipótesis anterior, pudiendo haber efectos reales de la política monetaria anticipada. En este caso se utilizaría directamente el instrumento de control de política monetaria como variable explicativa en la especificación de la ecuación de producción. En concreto, elegimos el tipo marginal de intervención del Banco de España. Dicha elección puede resultar controvertida ya que, durante el periodo en el que el Banco de España ha llevado a cabo una política monetaria activa, no ha existido un instrumento único de control monetario, pasándose, a mediados de los ochenta, de un control de un agregado monetario a un control de los tipos de interés. No obstante, existe evidencia de que la variable seleccionada ha podido resultar uno de los principales, si no el principal, instrumento de política monetaria durante la muestra analizada².

Procediendo del modo señalado anteriormente, obtenemos una serie de resultados de interés. En primer lugar, encontramos evidencia favorable a que la política monetaria produce efectos importantes tanto en las fases expansivas como en recesivas, aunque dicho efecto no parece ser idéntico, siendo más fuerte en las fases de recesión que en las de expansión. En segundo lugar, se

²Véase Escrivá y Santos (1991) para una explicación detallada de por qué el enfoque adoptado en este trabajo resulta adecuado.

intenta comprobar si la política monetaria siempre conlleva variaciones en el grado de persistencia de las fases del ciclo económico y en las probabilidades de cambio de una etapa a otra, encontrándose que produce una disminución en la duración de las fases de expansivas, al tiempo que se reduce la probabilidad de paso de una fase de expansión a una de recesión. Por último, se contrasta si los cambios en el instrumento de control monetario tienen efectos importantes en la evolución de la tasa de crecimiento de la producción dentro de una determinada fase cíclica o, por el contrario, sólo tienen efectos si dichos cambios son de suficiente magnitud para inducir a un cambio de fase. En este sentido, se encuentra evidencia favorable a que existen efectos en ambos casos. En concreto, encontramos que sucesivas disminuciones del tipo marginal de intervención del Banco de España aumentan la probabilidad de cambiar de una fase recesiva a una expansiva, y viceversa en el caso de aumentos, siendo el efecto algo mas fuerte en este último caso³.

El resto del trabajo se estructura de la forma siguiente. En la Sección 2, se comentan brevemente las diversas teorías de asimetría de los efectos de la política monetaria sobre la producción que fundamentan nuestro análisis. En la Sección 3, se inicia el análisis empírico mediante la estimación de un modelo univariante con cambio de régimen para la tasa de crecimiento del PIB español. En la Sección 4, se procede al análisis de asimetrías mediante la inclusión de *shocks* no anticipados de política monetaria en el modelo

³Una nota cautelar a los resultados anteriores: En el análisis previo solo se contrastan los efectos de la política monetaria en el ciclo, ignorándose los efectos de otro tipo (política fiscal, tipo de cambio, etc). Algunos de estos efectos estarán recogidos en la estructura dinámica de la tasa de crecimiento del PIB pero otros no. En este sentido, los resultados enunciados previamente han de interpretarse sujetos a esta cautela.

anterior. En la Sección 5, se procede a realizar un análisis similar, incluyendo, esta vez, el tipo de interés marginal de intervención del Banco de España como variable explicativa. En la Sección 6, se analiza si cambios en los tipos de interés afectan a la probabilidad de trasladarse de un estado a otro. Por último, en la Sección 7, se exponen las principales conclusiones.

2 Literatura de asimetrías en los efectos de la política monetaria sobre la producción

Haciendo un breve recorrido histórico por la literatura económica existente, nos encontramos que fué a comienzos de los años treinta, en el contexto de la Gran Depresión, cuando Keynes y Pigou se empezaron a plantear si la política monetaria tendría un mayor o menor efecto sobre la producción. Posteriormente, en los años sesenta, el debate se centró en el argumento de que, dada una curva de oferta agregada vertical a partir de un determinado nivel de precios, los efectos de la política monetaria serían mayores en las fases de recesión del ciclo económico que en las fases de expansión.

En la literatura más reciente aparecen dos tipos de modelos que predicen efectos asimétricos de los *shocks* de demanda condicionado a cual sea el estado actual de la economía.

Por un lado aparecen modelos de ajuste asimétrico en precios, en donde existen rigideces nominales en el ajuste de precios a la baja pero no al alza, tales como los de Caballero y Engel (1992), Ball y Mankiw (1994) y Tsiddon (1991). Estos modelos derivan formalmente una curva de oferta agregada convexa con implicaciones similares a las señaladas anteriormente.

Por otro lado, aparecen modelos donde existen costes de intermediación financiera. La intuición detrás de estos modelos es muy sencilla: cuando existe información asimétrica en los mercados financieros aparecen restricciones en el comportamiento de los agentes. Asimismo, debido a un gran número de razones, dichas restricciones de carácter financiero tienen mayor operatividad durante fases recesivas que en fases expansivas. La explicación fundamental de este resultado se debe al doble efecto sobre la inversión que provoca un aumento de tipos de interés. Por un lado, se produce el efecto tradicional de aumentar el coste del capital, con la consiguiente reducción en la inversión, y por otro, existe el efecto provocado por el aumento de las obligaciones de pago por parte de los agentes deudores, el cual reduce la liquidez existente y la demanda de inversión por parte de aquellos. Como consecuencia de estos argumentos, de nuevo, una política monetaria de carácter estabilizador tendrá un mayor efecto en una fase de recesión. Este tipo de modelos ha sido desarrollado, *inter alia*, por Gertler (1988), Bernanke y Gertler (1989) y Kiyotaki y Moore (1997) ⁴.

En cuanto a la evidencia empírica existente, cabe señalar que se centra básicamente en un análisis de algunas de las implicaciones básicas de estos modelos⁵. Así, existe una amplia literatura que se centra en analizar asimetrías de *signo*, señaladas por los modelos *keynesianos* tradicionales, y de *tamaño*, derivadas de modelos del tipo '*menu cost*' ⁶, en las actuaciones

⁴Existen otro tipo de modelos en los que aparecen asimetrías. Estos son modelos agregados de equilibrios múltiples, donde los equilibrios "favorables" corresponden a las etapas de expansión y los "desfavorables" a las etapas de recesión.

⁵Véase, por ejemplo, Neftci (1984), Beaudry and Koop (1993), Cover (1992), Filardo (1992), Hamilton (1989), Huh (1993) y McQueen y Thorley (1993)

⁶Este tipo de modelos implican que las empresas sólo cambiarán sus precios ante varia-

de la política monetaria sobre la producción. Uno de los trabajos mas citados es el de Cover (1992), que encuentra evidencia a favor de la asimetría de tipo keynesiano para el caso de Estados Unidos⁷. Este resultado implicaría que una política monetaria restrictiva produciría mayores efectos sobre la producción que una expansiva⁸. Asimismo, Ravn y Sola (1996) analizan conjuntamente los dos tipos de asimetría, de signo y de tamaño, encontrando de nuevo evidencia a favor de la asimetría de signo. Estos dos tipos de asimetría se analizan, para el caso español, en Maria-Dolores (1997), encontrando de nuevo evidencia a favor de la asimetría de signo, es decir, en el sentido de que la política monetaria realizada por el Banco de España ha producido mayores efectos sobre la producción cuando ha tenido caracter contractivo que cuando tenía carácter expansivo. Respecto al análisis de asimetrías de los efectos de la política monetaria en las distintas fases del ciclo económico destaca el trabajo de Garcia y Schaller (1996) que encuentran evidencia a favor de un mayor efecto de la política monetaria en las fases recesivas que en las fases expansivas para el caso de Estados Unidos.

ciones elevadas en el nivel general de precios, debido a la existencia de costes de ajuste de clientela, impresión de nuevos catálogos, etc. Dada esta situación, sólo se producen efectos reales en la economía ante disminuciones en pequeña cuantía de los tipos de interés, cuando las empresas no cambian los precios inmediatamente.

⁷También son importantes otra serie de trabajos en los que se analizan asimetrías de signo como el de Karras (1996) para un panel de 18 países y de Sensier (1996) para el caso del Reino Unido.

⁸Karras (1996) analiza la existencia de asimetrías de signo para un panel de doce países europeos, encontrando evidencia a favor de la misma.

3 Estimación de un modelo con cambio de régimen para el crecimiento del PIB

En este apartado, como punto de partida en nuestro estudio, se estima un modelo univariante no lineal, con cambio de régimen, para la tasa de crecimiento del PIB en España mediante el empleo de la metodología de Hamilton (1989)⁹. El procedimiento consiste en suponer que el estado actual de la economía, fase de expansión o de recesión, es una variable aleatoria latente no observable. El modelo permite que la media condicional del crecimiento del PIB (μ) sea distinta en las expansiones (μ_e) y en las recesiones (μ_r)¹⁰.

$$\begin{aligned}\Delta y_t = & \phi_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \phi_p \Delta y_{t-p} + \mu_r (1 - \phi_1 - \dots - \phi_p) + \\ & \Delta \mu (S_t - \phi_1 S_{t-1} - \dots - \phi_p S_{t-p}) + \sigma \eta_t\end{aligned}\quad (1)$$

donde $\Delta \mu = \mu_e - \mu_r$, S_t es una variable de estado, Δy_t es la tasa de crecimiento del PIB real (donde y_t representa el logaritmo del PIB) y η_t se distribuye como una variable aleatoria iid $N(0,1)$.

La variable estado del modelo, S_t , sigue un proceso de Markov. Este proceso estocástico se caracteriza por tener una matriz de probabilidades de transición entre dos estados dada por:

⁹Véanse las sucesivas modificaciones de la metodología propuesta en Hamilton (1989, 1991).

¹⁰En este trabajo no se consideran cambios de régimen en las varianzas de los errores o en los coeficientes autorregresivos del modelo (1), ya que complicaría excesivamente el análisis. No obstante, evidencia preliminar sobre dichos cambios indica que no son importantes.

$$\begin{bmatrix} p_{00} & p_{10} \\ p_{01} & p_{11} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{00} & 1 - p_{11} \\ 1 - p_{00} & p_{11} \end{bmatrix} \quad (2)$$

donde:

$$p_{ij} = \Pr(S_t = j / S_{t-1} = i), \text{ con } \sum_{j=0}^1 p_{ij} = 1 \text{ para todo } i \quad (3)$$

siendo p_{ij} la probabilidad de ir del estado i al estado j ; por ejemplo, en nuestro caso, p_{10} denota la probabilidad de ir de una expansión (estado 1) a una recesión (estado 0). Para iniciar nuestro análisis asumimos que dichas probabilidades son constantes en el tiempo y vienen dadas por un modelo tipo logit, tal que:

$$p_{00} = \Pr(S_t = 0 / S_{t-1} = 0) = \frac{\exp(\theta_r)}{1 + \exp(\theta_r)} \quad (4)$$

$$p_{11} = \Pr(S_t = 1 / S_{t-1} = 1) = \frac{\exp(\theta_e)}{1 + \exp(\theta_e)} \quad (5)$$

donde θ_r y θ_e representan parámetros que determinan las probabilidades respectivas de permanecer en recesión y expansión.

El modelo planteado asigna unas probabilidades a cada observación respecto a su procedencia de un periodo de expansión o recesión a partir de una secuencia de probabilidades conjuntas $\Pr(S_t = i, \dots, S_{t-r} = j / \Phi_t)$, de la que se obtienen las denominadas probabilidades *filtradas*, dadas por la expresión:

$$\Pr(S_t = j / \Phi_t) = \sum_{i=0}^1 \dots \sum_{j=0}^1 \Pr(S_t = i, \dots, S_{t-r} = j / \Phi_t) \quad i, j = 0, 1 \quad (6)$$

donde Φ_t es el conjunto de información disponible en el periodo t . Estas probabilidades filtradas proveen información sobre el régimen en el cual se encuentra la serie en cada periodo de la muestra¹¹.

En el Cuadro 1 aparecen los resultados obtenidos al estimar el modelo (1) con $p=4$ durante el período 1970:1-1996:4, para el cual se dispone de la serie de tasas de crecimiento intertrimestral del PIB real trimestral¹². Aunque el período muestral es mas amplio que el utilizado posteriormente, los contrastes de estabilidad de los parámetros estimados no rechazan la hipótesis nula, por lo que se ha preferido presentar los resultados con dicha muestra (véase Maria-Dolores, 1997), representada en el Gráfico 1. El primer régimen identificado, correspondiente a una fase de recesión del ciclo económico, presenta una tasa de crecimiento trimestral del PIB de 0.46% (1.8% interanual), con lo cual, dado este resultado, una interpretación más apropiada sería la de una fase de *crecimiento moderado* y así es como nos referiremos a esta fase en lo que sigue. El segundo régimen obtenido, presenta un crecimiento de 1.05% (4.2% interanual), correspondiendo claramente a una fase de expansión del ciclo económico. Respecto a las probabilidades de obtenidas para cada regimen, son, para crecimiento moderado y expansión, de 0.90 y 0.83 respectivamente, siendo más persistente el primero. Así, mientras la persistencia de una fase de crecimiento moderado es de 10 trimestres, la persistencia media de una expansión equivale a 6 trimestres¹³. Esto implica que

¹¹La estimación de los parámetros se basa en la maximización de la función de verosimilitud mediante el algoritmo EM (véase Cap.22 en Hamilton, 1994)

¹²Si modelizamos un AR con desfases superiores al AR(4) , los coeficientes no resultan significativos. Además con $p_{\max} = 8$, el criterio de selección BIC escoge $p = 4$. Se introdujeron además variables artificiales estacionales pero no resultan significativas.

¹³Las medidas de persistencia en cada fase son: $(1/1 - p_{00})$ en crecimiento moderado y

la probabilidad de paso de una fase de crecimiento moderado a una expansión es de 0.10 mientras que la probabilidad en sentido inverso es 0.17. En el Gráfico 2 aparecen las probabilidades de expansión obtenidas en base a las probabilidades filtradas indicadas anteriormente¹⁴. Se observan probabilidades elevadas a principios de los setenta, en la segunda mitad de los ochenta y principios de los noventa, en consonancia con lo que tradicionalmente se han considerado las fases cíclicas de la economía española. Nótese, no obstante, que entre 1994 y 1996, las probabilidades de expansión son muy reducidas, aunque aumentando ligeramente al final de la muestra, reflejo de la caracterización de la fase alternativa como una de crecimiento moderado.

Una vez estimado nuestro modelo con dos regímenes resulta natural completar el análisis tratando de comprobar si la especificación no lineal analizada resulta preferible a una representación lineal del tipo AR(4). Para ello se utiliza la metodología propuesta por Hansen (1992)¹⁵ que permite contrastar el modelo de cambio de régimen propuesto por Hamilton (1989) frente a un modelo lineal autorregresivo. Para la realización de este contraste se emplea un contraste del ratio de verosimilitudes distinto al tradicional, ya que en este caso, en el marco de la hipótesis nula, no están identificados todos los

$(1/1 - p_{11})$ en expansión.

¹⁴La ganancia del filtro autorregresivo estimado es 0.14, lo que podría indicar que y es una variable $I(2)$. Sin embargo, los contrastes de raíz unitaria utilizados no ofrecen evidencia concluyente al respecto, por lo que hemos preferido modelizar la serie del PIB (en logs.) en primeras diferencias.

¹⁵Hansen (1992) demuestra con los datos del PIB para EEUU que un modelo lineal autorregresivo es preferible al modelo propuesto por Hamilton (1989). Mas tarde, Garcia y Schaller (1996), empleando los datos del índice de producción industrial, encuentran que el modelo de Hamilton es mejor.

coeficientes (en concreto, $\Delta\mu, p_{00}, p_{11}$). Realizando dicho contraste se obtiene que la especificación no lineal es preferible a la lineal con un p-valor de 0.03¹⁶.

En lo que respecta a la literatura existente en España sobre asimetrías en el ciclo, conviene destacar el trabajo de Espasa y Martínez (1996) donde se emplea otro tipo de especificación no lineal para modelizar la evolución de la tasa de crecimiento del PIB español. Se trata de los modelos TAR (Threshold Autorregressive) desarrollados, *inter alia*, por Tsay (1989). Mediante estos modelos con tendencia segmentada se establece una subdivisión en tres fases distintas del ciclo económico: recesión, crecimiento moderado y crecimiento acelerado, incorporando información sobre el crecimiento relativo del PIB en cada periodo en la definición de los distintos regímenes. De este modo, el régimen de recesión denota los periodos en los que el PIB se desacelera, el de crecimiento moderado aquellos en los que la economía está creciendo, pero desacelerándose, y el de crecimiento acelerado aquellos periodos en los que la economía está en una fase de crecimiento acelerado o, encontrándose en una recesión, está saliendo de la misma. Este modelo presenta buenos resultados en términos de ajuste y predicción, pero necesita pre-especificar los umbrales que caracterizan las diversas fases cíclicas. Por ello, dadas las características del análisis de asimetrías que se pretende realizar en este trabajo se opta por la especificación propuesta por Hamilton

¹⁶La distribución asintótica de los contrastes del ratio de verosimilitudes, multiplicador de Lagrange y Wald no son estándar, ya que las probabilidades de transición no están identificadas bajo la hipótesis nula del modelo lineal, si bien lo están bajo la alternativa. Hansen realizó un contraste del modelo original de cambio de régimen estimado por Hamilton (1989) para el crecimiento del PIB en Estados Unidos frente a una especificación lineal AR(4), rechazando el modelo de Hamilton.

(1989) que determina probabilísticamente dichas fases. Mediante la especificación empleada también se podría establecer la división en tres fases, pero al incluir luego variables explicativas que dependan de la fase del ciclo en la que se encuentre la economía, aumentarían considerablemente los parámetros a estimar, con lo que el procedimiento sería intratable. De ahí que finalmente se opte por considerar solamente dos fases, representando una de ellas una fase de crecimiento moderado y la otra de expansión. Ello representa una limitación al análisis que se pretende mitigar en futuras investigaciones con muestras más amplias.

4 Modelo con cambio de régimen incluyendo actuaciones no anticipadas de política monetaria

Para proceder al análisis de asimetrías en los efectos de la política monetaria sobre la producción se plantean dos modelizaciones distintas, lo cual facilita la comprobación de la robustez de nuestros resultados. En primer lugar, consideramos un modelo donde la política monetaria afecta a la tasa de crecimiento del PIB, según cual sea la fase del ciclo en el momento en que se producen las sorpresas monetarias¹⁷. En segundo lugar, se supone que los efectos de la misma dependen únicamente de cual sea el estado actual de la

¹⁷El procedimiento empleado en nuestro análisis es una extensión del utilizado para contrastar las nuevas teorías clásicas de la información imperfecta basadas en la "no neutralidad del dinero", introducidas por Lucas (1972,75), Boschen y Grossman (1982) y Mishkin (1982). Para una aplicación a la economía española, véase Dolado (1984).

economía. La elección de esta segunda alternativa se basa en la idea de que las actuaciones de política monetaria llevadas a cabo en periodos anteriores puedan tener un mayor efecto en el periodo actual, dependiendo de cual fuera la fase del ciclo económico en la que se encontraba la economía en dicho instante. Con objeto de poder llevar a cabo este análisis realizaremos dos extensiones distintas del modelo (1), incluyendo los *shocks* no anticipados de política monetaria y sus retardos.

Un paso previo a en este enfoque requiere estimar una *ecuación de reacción* de la política monetaria de la que poder extraer los *shocks* no anticipados. La especificación de la misma sería:

$$i_t = \Phi(L) i_{t-1} + \Theta' X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

donde i_t es el tipo marginal de intervención del Banco de España, $\Phi(L)$ es un polinomio de retardos, Θ es un vector de parámetros, X_{t-1} son una serie de variables determinantes de la instrumentación de la política monetaria y ε_t es una perturbación aleatoria *iid* $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Entre aquellas, se consideran las desviaciones respecto al objetivo anual de crecimiento monetario, la tasa de inflación y variaciones del tipo de cambio (con respecto al marco y los tipos de cambio efectivos nominales respecto a los países desarrollados y los países de la CEE). Una descripción detallada de la especificación de esta ecuación se encuentra en Maria-Dolores (1997). Los resultados de esta estimación aparecen en el Cuadro 2, observándose como el Banco de España reacciona positivamente (elevando el tipo de interés) a las desviaciones respecto a los objetivos anuales de crecimiento monetario ($alp - alpo$) y la tasa de inflación (π) y negativamente respecto a los objetivos de tipos de cambio ($tcpd, tcee$ y

$tcdm$)¹⁸. Una vez obtenidos los *shocks* no anticipados a partir de los residuos de (7), se introducen en la ecuación con cambio de régimen del crecimiento del PIB¹⁹.

En primer lugar se plantea una modelización donde los *shocks* no anticipados afectan a la producción según el estado de la economía en el momento que se producen, con objeto de observar si la política monetaria produce mayores efectos en las fases de recesión que en las fases de expansión. De esta manera, el modelo a estimar queda como sigue:

$$\begin{aligned}\Delta y_t = & \phi_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \phi_p \Delta y_{t-p} + \mu_r(1 - \phi_1 - \dots - \phi_p) + \\ & \Delta\mu(S_t - \phi_1 S_{t-1} - \dots - \phi_p S_{t-p}) + \beta_{or}\varepsilon_t + \Delta\beta_o S_t \varepsilon_t \\ & + \beta_{1r}\varepsilon_{t-1} + \Delta\beta_1 S_{t-1} \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_{rs}\varepsilon_{t-p} + \Delta\beta_p S_{t-p} \varepsilon_{t-p} + \sigma\eta_t\end{aligned}\quad (8)$$

donde ε_t son los *shocks* no anticipados de política monetaria obtenidos a partir de la estimación de (7), $\Delta\beta_i = \beta_{ie} - \beta_{ir}$, β_{ir} son los coeficientes de los *shocks* en fases de recesión y β_{ie} son los coeficientes de los *shocks* en fases de expansión. El resto de variables son las mismas que en la ecuación (1). En el Cuadro 3 aparecen los resultados de las estimaciones. Se obtiene un valor de crecimiento trimestral del PIB de 0.52% (2.1% interanual) para fases de crecimiento moderado y de un 0.85% (3.4% interanual) para las de

¹⁸Las variables de tipo de cambio están introducidas de manera que un aumento en las mismas corresponde a una apreciación de la moneda.

¹⁹Las propiedades de estabilidad de esta ecuación, discutidas en Maria-Dolores (1997), son aceptables, una vez que se introduce una variable artificial tipo escalón en 1987, por lo que los residuos estimados a partir de toda la muestra se pueden interpretar como errores de predicción un período por delante sin tener que reestimar la ecuación recursivamente.

expansión. Las probabilidades de expansión aparecen representadas en el Gráfico 3. Nótese que, mediante esta especificación, -que incluye variables explicativas- volvemos a obtener el resultado de que las fases de crecimiento moderado son mas persistentes (10 trimestres) que las de expansión (3,2 trimestres). No obstante, si comparamos los resultados de esta modelización con los obtenidos a partir del modelo (1), se observa como la introducción de los *shocks* no anticipados de política monetaria disminuye el grado de persistencia de las fases de expansión, al tiempo que implica un aumento en la probabilidad de paso de una fase expansiva a una de crecimiento moderado.

Si observamos los coeficientes de los *shocks* no anticipados parece que en ambos regímenes la política monetaria produce efectos importantes. Si se contrasta la hipótesis conjunta de que los coeficientes en fases de expansión son cero ($H_0 : \beta_{ie} = 0$) se rechaza la hipótesis nula con un p-valor de 0.04. Por otra parte, la hipótesis de que los coeficientes en fases de crecimiento moderado son cero ($H_0 : \beta_{ir} = 0$) se rechaza con un p-valor del 0.01. Por último, para ver si la política monetaria produce efectos distintos en las dos fases cíclicas se impone la hipótesis de simetría $H_0 : \beta_{ie} = \beta_{ir}$ rechazándose la misma con un p-valor de 0.025. Ello indica la existencia de asimetría, y del tamaño de los coeficientes se infiere que la política monetaria ha tenido un mayor efecto en las fases de crecimiento moderado que en las expansivas. En el Gráfico 4 aparecen las funciones de impulso-respuesta ante un *shock* no anticipado sobre la tasa de crecimiento trimestral del PIB en las diferentes etapas del ciclo económico, observándose que los efectos son mayores en fases de crecimiento moderado que en las de expansión. De hecho, en esta última fase, se observa que, tras un periodo de 4 trimestres en que la producción

desciende, el efecto posterior es positivo, en línea con un efecto ‘inflación ‘ que domina el efecto ‘liquidez ‘ inicial.

A continuación se procede a estimar el modelo (1), suponiendo ahora que el efecto de los *shocks* no anticipados depende de cual sea el estado actual de la economía²⁰. Resulta importante investigar esta cuestión ya que un cambio en el instrumento monetario de control en el periodo t-s puede tener efectos distintos en el periodo t, dependiendo si la economía está dentro de una fase de expansión o de crecimiento moderado en el periodo t. Para ello, estimamos el siguiente modelo:

$$\begin{aligned}\Delta y_t = & \phi_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \phi_p \Delta y_{t-p} + \mu_r (1 - \phi_1 - \dots - \phi_p) + \\ & \Delta \mu (S_t - \phi_1 S_{t-1} - \dots - \phi_p S_{t-p}) + \beta_{or} \varepsilon_t + \Delta \beta_o S_t \varepsilon_t + \\ & \beta_{1r} \varepsilon_{t-1} + \Delta \beta_1 S_t \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_{rs} \varepsilon_{t-p} + \Delta \beta_p S_t \varepsilon_{t-p} + \sigma \eta_t\end{aligned}\quad (9)$$

Los resultados, presentados en el Cuadro 4, varían ligeramente. Los dos regímenes presentan tasas de crecimiento trimestrales de 0.54% (2.2% interanual) y 1.13% (4.5% interanual) para crecimiento moderado y expansión, respectivamente, y unas probabilidades de 0.94 (17 trimestres de persistencia) y 0.86 (7 trimestres de persistencia). La divergencia principal con los resultados anteriores es la mayor significatividad los coeficientes de los *shocks* en fases de crecimiento moderado. Si realizamos de nuevo el test de $H_0 : \beta_{ie} = 0$, se rechaza la hipótesis nula con un p-valor de 0.04. En cuanto a las hipótesis $H_0 : \beta_{ir} = 0$ y la hipótesis de simetría $H_0 : \beta_{ir} = \beta_{ie}$ se rechazan con p-valores de 0.01 y 0.025 respectivamente. A partir de las

²⁰La estimación de este modelo alternativo puede justificarse en terminos de comprobar la robustez de los resultados

funciones impulso-respuesta recogidas en el Gráfico 5, de nuevo se observa que los efectos de la política monetaria sobre la producción son mayores en fases de crecimiento moderado, aunque presentan un carácter oscilatorio no completamente satisfactorio.

5 Modelo con cambio de régimen incluyendo el tipo de interés como variable exógena

Otro posible enfoque para llevar a cabo el análisis de asimetrías en los efectos de la política monetaria en las distintas fases del ciclo económico sería considerar directamente como variable explicativa, dentro de nuestro modelo, a tipo de interés marginal de intervención del Banco de España, abandonando la hipótesis de neutralidad con expectativas racionales utilizada en el apartado anterior²¹. Los resultados obtenidos mediante este procedimiento han de interpretarse con mayor cautela, ya que el tipo de interés puede resultar parcialmente endógeno.

El proceso que se estima en primer lugar, es el recogido en la expresión (8), donde la variable exógena ahora pasa a ser el tipo marginal de intervención, con objeto de analizar si una variación en el tipo de interés produce mayor efecto en una fase de crecimiento moderado que en una de expansión. En el Cuadro 5 aparecen los resultados del modelo estimado. Al igual que

²¹En los modelos estimados la serie del tipo marginal de intervención se construye considerando el tipo marginal de intervención de los préstamos de regulación monetaria, hasta Mayo de 1987 y a partir de dicho año el de la subasta decenal de Certificados de Depósito del Banco de España.

en el modelo con *shocks* no anticipados, parece ser que en ambas etapas del ciclo económico la política monetaria produce efectos importantes. Las tasas de crecimiento trimestral del PIB obtenidas son de 0.47% (1.9% interanual), para fases de crecimiento moderado y de 0.81% (3.2% interanual) para fases de expansión. Nótese que los resultados obtenidos son muy similares a los que se obtenían estimando el mismo modelo utilizando como variables explicativas los *shocks* no anticipados de política monetaria. Las probabilidades de expansión aparecen en el Gráfico 6. Así, mediante esta especificación, volvemos a obtener que las fases de recesión o crecimiento moderado son más persistentes (11 trimestres) que las de expansión (2,6 trimestres) . Una vez más, comparando los resultados con los del modelo (1), observamos como disminuye la persistencia de las fases de expansión.

Al analizar los coeficientes del tipo marginal de intervención y sus retardos parece ser que, en ambos regímenes, la política monetaria produce efectos importantes. Si se contrasta la hipótesis conjunta de que los coeficientes en la fase de expansión son cero ($H_0 : \beta_{ie} = 0$) se rechaza la hipótesis nula con un p-valor de 0.025. Por otra parte, la hipótesis de que los coeficientes en las fases de crecimiento moderado son cero ($H_0 : \beta_{ir} = 0$) se rechaza de nuevo con un p-valor de 0.001. Por último, la hipótesis de simetría $H_0 : \beta_{ie} = \beta_{ir}$ se rechaza con un p-valor de 0.001. Se vuelve a obtener el resultado de un mayor efecto de la política monetaria en las fases de crecimiento moderado que en las de expansión. En el Gráfico 7 aparecen las funciones de impulso-respuesta de un aumento en el tipo marginal de intervención sobre la tasa de crecimiento trimestral del PIB, habiendo ahora desaparecido las fluctuaciones de carácter oscilatorio.

Una vez obtenidos estos resultados, en consonancia con el enfoque utilizado en la sección anterior, estimamos el modelo (1) suponiendo ahora que el efecto que provoca un cambio en el tipo marginal de intervención depende ahora únicamente del estado actual de la economía, tal y como se planteaba en el modelo (9). Los resultados vuelven a ser similares a los obtenidos en la Sección 4. Los dos regímenes presentan tasas de crecimiento trimestral del PIB de 0.55% (2.2% interanual) y 1.20% (4.8% interanual) para una fase de crecimiento moderado y para una de expansión, respectivamente, y unas probabilidades para cada fase de 0.94 (17 trimestres de persistencia) y de 0.80 (5 trimestres de persistencia). La mayor diferencia con los resultados anteriores es que se observa, en este caso, una mayor significatividad para los coeficientes del tipo marginal de intervención en fases de expansión (véase Cuadro 6). Si realizamos de nuevo el contraste de $H_0 : \beta_{ie} = 0$ se rechaza la hipótesis nula con un p-valor de 0.001. En cuanto a las hipótesis $H_0 : \beta_{ir} = 0$ y $H_0 : \beta_{ie} = \beta_{ir}$, se rechazan con p-valores de 0.001 y 0.005, respectivamente. En el Gráfico 8, a partir de las funciones impulso- respuesta, se observa nuevamente el resultado asimétrico que se produce ante un aumento del tipo marginal de intervención, comprobándose que la política monetaria produce un mayor efecto en fases de crecimiento moderado.

Finalmente, con el fin de analizar qué tipo de política monetaria (no anticipada o anticipada) produce mejores resultados en el modelo, se construye una especificación que engloba las variaciones anticipadas y no anticipadas del tipo de interés en los casos (8) y (9). El contraste de la significación conjunta de los coeficientes de las variaciones no anticipadas (anticipadas) ofrece un p-valor de 0.12 (0.03) en (8) y de 0.18 (0.012) en (9). Por tanto,

el modelo en el que aparece el tipo marginal de intervención parece el más adecuado.

6 Análisis del efecto de los tipos de interés en la probabilidad de cambio de etapa del ciclo económico

La motivación principal de esta última sección es analizar si cambios en el tipos de interés afectan en mayor medida a la producción en aquellos períodos en los que se produce un cambio de fase dentro del ciclo económico (por ejemplo, de expansión a recesión) que dentro de una determinada fase del mismo. De hecho, se trata de comprobar si, por ejemplo, dentro de una etapa de expansión, un aumento en el tipo de interés aumenta la probabilidad de recesión o viceversa. El modelo de Hamilton (1989), generalizado apropiadamente, resulta adecuado para abordar esta cuestión, ya que nos permite estimar las probabilidades de cambio de una etapa a otra. Así, en las ecuaciones (3) y (4), inicialmente se suponían probabilidades de transición constantes, mientras que en esta sección, prescindimos de dicho supuesto, permitiendo que las probabilidades dependan del cambio que se produzca en el tipo de interés marginal de intervención en el trimestre actual y en el anterior, pudiendo representarse como sigue²²:

²²El algoritmo empleado para maximizar con probabilidades de transición dinámicas se describe con detalle en Filardo (1994). Los resultados obtenidos al permitir mayores desfases del tipo de interés, no son cualitativamente diferentes.

$$p_{00} = \Pr(S_t = 0/S_{t-1} = 0) = \frac{\exp(\theta_{or} + \theta_{1r}\Delta i_t + \theta_{2r}\Delta i_{t-1})}{1 + \exp(\theta_{or} + \theta_{1r}\Delta i_t + \theta_{2r}\Delta i_{t-1})} \quad (10)$$

$$p_{11} = \Pr(S_t = 1/S_{t-1} = 1) = \frac{\exp(\theta_{oe} + \theta_{1e}\Delta i_t + \theta_{2e}\Delta i_{t-1})}{1 + \exp(\theta_{oe} + \theta_{1e}\Delta i_t + \theta_{2e}\Delta i_{t-1})} \quad (11)$$

donde i_t es el tipo de interés marginal de intervención.

Para aislar el efecto de los cambios de tipos de interés sobre las probabilidades de transición consideraremos la especificación más sencilla, i.e., la (1), incluyendo la nueva formulación para las probabilidades de transición. Los resultados del modelo con probabilidades de transición dinámica aparecen en el Cuadro 7. Los coeficientes θ_{ie} reflejan el cambio en la probabilidad de permanecer en una fase de expansión asociado con un aumento en el tipo marginal de intervención. Se observa como una variación en el tipo de interés afecta negativamente a dicha probabilidad, de modo que un aumento del mismo disminuye la probabilidad de permanecer en una expansión. De forma similar, se podría interpretar el coeficiente positivo de θ_{ir} de forma que un aumento del tipo marginal aumenta la probabilidad de permanecer en una fase de crecimiento moderado.

Para estudiar cual sería la magnitud del efecto que se recoge en los coeficientes θ se procede del siguiente modo. Se supone que el Banco de España aumenta el tipo marginal de intervención en un punto porcentual (100 puntos básicos) en el periodo actual, observándose como afecta a la probabilidad de pasar de una expansión a una fase de crecimiento moderado. Si $\Delta i = 0$, la probabilidad de pasar de una fase de expansión a una de crecimiento moderado es de 0.53 en el momento anterior al aumento, elevándose hasta 0.65 después de dos trimestres. En el Cuadro 8 aparecen los resultados de esta

simulación, mostrándose además como sucesivas reducciones en el tipo marginal de intervención suponen un ligero aumento de la probabilidad de paso de una fase de crecimiento moderado a una expansión (para una reducción de un punto porcentual se pasa de 0.125 a 0.192). Por último, en el Gráfico 9 se presenta la senda temporal de la probabilidad de situarse en una fase de crecimiento moderado en base a los resultados de los Cuadros 7 y 8, observándose en qué medida los cambios en el tipo de interés pueden influir en la probabilidad de que una recesión tenga lugar. Un aumento del tipo marginal de un punto porcentual elevaría la persistencia de una fase de crecimiento moderado de 8 a 11 trimestres.

7 Conclusiones

Durante los últimos años, un gran número de trabajos empíricos han examinado la posible existencia de asimetrías en el comportamiento de la economía en las fases de expansión y de recesión del ciclo económico. La mayoría de procesos analizados en estos trabajos son univariantes, en el sentido de que se enfoca el análisis de una única serie temporal, generalmente la tasa de crecimiento del PIB. Si se realiza una extensión de este análisis, incluyendo los efectos de la política monetaria sobre la producción para proceder al análisis de asimetría en las distintas fases del ciclo económico, podemos abordar cuestiones de interés, tales como si existen diferencias importantes en los efectos de la política monetaria en las diferentes fases del ciclo o si los *shocks* de política monetaria son más persistentes en una u otra fase.

Mediante el empleo de la metodología de series temporales sujetas a cam-

bio de régimen propuesta por Hamilton (1989) se analiza si los *shocks* de política monetaria tienen efectos asimétricos sobre el crecimiento del PIB, encontrando evidencia a favor de que la política monetaria produce mayores efectos en fases de expansión que en fases de crecimiento moderado, que son las dos fases que hemos podido identificar. Este resultado se obtiene utilizando como variable explicativa los cambios en el tipo marginal de intervención del Banco de España y como *shocks* no anticipados de política monetaria aquellos que se extraen de la estimación de una ecuación estable de reacción de política monetaria. Encontramos que los resultados son bastante robustos a la especificación econométrica elegida, aunque parece que el modelo que incluye los tipos directamente es mas apropiado.

Además, la metodología empleada nos permite examinar si los *shocks* de política monetaria tienen un efecto determinante en la probabilidad de que se produzca un cambio de fase dentro del ciclo económico, encontrandose de nuevo evidencia favorable. Por ejemplo, un aumento del tipo marginal de intervención en un punto porcentual aumenta la probabilidad de que se pase de una fase de expansión a una de crecimiento moderado desde 0.53 a 0.64 después de dos trimestres, al tiempo que una disminución en la misma cuantía aumenta la probabilidad de que se produzca un cambio de fase desde crecimiento moderado a expansión de 0.13 a 0.20 después de dos trimestres.

En cuanto a las posibles implicaciones de los resultados obtenidos, cabe señalar algunas que nos parecen relevantes. Así, de acuerdo con lo obtenido, cabe esperar que cuando la autoridad monetaria lleve a cabo una política monetaria contractiva, mediante aumentos del tipo de interés de intervención, su efecto sobre la economía sea mayor en fases de crecimiento moderado

que en fases de expansión. Adicionalmente, cabe señalar que si la autoridad monetaria lleva a cabo un aumento del tipo de interés, dicha subida tendrá importantes efectos, ya que la posibilidades de inicio de una fase de recesión, si se está dentro de una de expansión, o la prolongación de aquella fase, si nos encontramos dentro de ella, aumentan considerablemente. Aunque el Banco de España dejará de dictar la política monetaria en España a partir de 1999, dejándola en manos del Banco Central Europeo, los resultados obtenidos pueden arrojar luz sobre las implicaciones de la futura política monetaria, si bien la existencia de un 'cambio de régimen ' podría alterar las regularidades observadas en el pasado.

Por último, cabe señalar que existen otro tipo de efectos asimétricos en las variaciones de la demanda nominal y la producción real que no han sido considerados en este trabajo. Así, otro tipo de efectos se deriva de la posibilidad de que la política monetaria, desde un punto de vista del control monetario, pueda afectar de forma diferente a la producción y el empleo según el *signo* y *tamaño* de la misma, esperándose mayores efectos para una política monetaria contractiva consistente en llevar a cabo pequeñas variaciones en el instrumento monetario de control, si es que la existencia de '*menu costs* ' es relevante. Tal como comentábamos previamente, se encuentra evidencia favorable sobre este tipo de asimetría en Ravn y Sola (1996) y en Maria-Dolores (1997). Estos trabajos, al igual que el análisis llevado a cabo, se enfocan desde la vertiente del control monetario (vía crecimiento de la cantidad de dinero, o vía tipos de interés). No obstante, cabe considerar efectos adicionales en el ámbito financiero derivados de la política monetaria, por ejemplo, aquellos que se derivan de teorías que se centran en el denominado canal crediticio.

De acuerdo con las mismas, en etapas de prosperidad, el crédito y la liquidez están disponibles, mientras que en etapas de recesión es más difícil obtener fondos para la inversión, producción y consumo, por lo que es más probable que el control crediticio tenga efectos reales. Evidencia favorable sobre este tipo de asimetría se encuentra en Bernanke y Gertler (1989), Gertler (1992), Greenwald y Stiglitz (1993) y Shleifer y Vishny (1992). Abordar algunas de estas cuestiones en el contexto de los modelos utilizados en este trabajo constituye el objetivo de nuestra investigación en el futuro.

Referencias

- [1] Andrés, J., Mestre, R. y Vallés, J (1996). *"Un Modelo Estructural para el Análisis del Mecanismo de Transmisión Monetaria: El caso Español."*. Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de trabajo 9629.
- [2] Ball, L. y Mankiw, G (1994). *"Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations"*. *The Economic Journal*, 104. 247-61.
- [3] Ball, L. y Romer, D (1989). *"Are Prices Too Sticky?"*. *The Quarterly Journal of Economics*, 507-24.
- [4] Ball, L. y Romer, D (1990). *"Real Rigidities and the Non Neutrality of Money"*. *Review of Economics Studies*, 57, 183-203.
- [5] Beaudry, P. y Koop, G. (1993), *"Do Recessions Permanently Change Output?"*, *Journal of Monetary Economics*, 31, 149-163.
- [6] Bernanke, B.S. y Gertler, M (1998). *"Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations"*. *American Economic Review*, 79, nº 1.
- [7] Caballero, R. y Engel (1992). *"Price Rigidities, Asymmetries and Output Fluctuations"*. NBER, Working Paper Series nº 4091.
- [8] Cover, J. (1992) *"Asymmetric Effects of Positive and Negative Money Supply Shocks"*. *The Quarterly Journal of Economics*, 1261-1282.

- [9] Dolado, J (1984). *"Neutralidad Monetaria y Expectativas Racionales: Alguna Evidencia en el Caso de España"*. *Revista Española de Economía*, 1, 77-98.

- [10] Escrivá, J.L y Santos, R (1991). *"Un Estudio del Cambio de Régimen en la Variable Instrumental del Control Monetario en España"*. Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de trabajo 9111.

- [11] Filardo, A. J (1994). *"Business Cycle Phases and their Transitioned Dynamics"*. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, nº 3, 299-308.

- [12] García, R. y Schaller, H (1996). *"Are the Monetary Output Effects Asymmetric?"*. Université of Montreal. Working Paper.

- [13] Gertler, M (1988). *"Financial Structure and Aggregate Economic Activity: An Overview"*. *Journal of Money, Credit and Banking*, nº 20, 3.

- [14] Hamilton, J (1987). *"Monetary Factors in the Great Depression"*. *Journal of Monetary Economics* 19, 25-49.

- [15] Hamilton, J (1989). *"A New Approach to the Economic Analysis of Non Stationary Time Series and the Business Cycle"*. *Econometrica*, 57, 357-384.

- [16] Hamilton, J (1991). *"Analysis of Time Series Analysis Subject to Changes in Regime"*. *Journal of Econometrics*, 45, 39-70.

- [17] Hamilton, J (1994). *Time Series Analysis. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.*
- [18] Hansen, B (1992). "The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP". *Journal of Applied Econometrics*, 7, S61-S82.
- [19] Huh, C.G. (1993), "Asymmetries in the Relationship between Output and Interest Rates," *Federal Reserve Bank of San Francisco.*
- [20] Karras, G (1996). "Are the Output Effects of Monetary Policy Asymmetric?: Evidence from a sample of European countries". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(2).
- [21] Kiyotaki, N. y Moore, J (1997). "Credit Cycles". *Journal of Political Economy*, 105, 211-48.
- [22] Maria-Dolores, R.(1997). "Asimetrías en los Efectos de la Política Monetaria en España (1977-1996)". *Tesina CEMFI nº 9711.*
- [23] Martinez, J.M y Espasa, A (1996). "Caracterización de la Tendencia y Componente Cíclico del PIB Español a partir de Modelos no Lineales". *Proyecto de la DGES. Universidad Carlos III de Madrid(Mimeo).*
- [24] McQueen, G. y Thorley, S. (1993). "Asymmetric Business Cycle Turning Points," *Journal of Monetary Economics*, 31, 341-362.

- [25] Neftci, S.N. (1984), *"Are Economic Time Series Asymmetric Over the Business Cycle?"*, *Journal of Political Economy*, 92, 307-328.

- [26] Ravn, M y Sola, M (1996). *"Asymmetric Effects of Monetary in the US: Positive vs Negative or Big vs Small?"*. Memo, 1996-4. University of Aarhus, Denmark.

- [27] Rojo, L.A y Pérez, J (1977). *La Política Monetaria en España : Objetivos e Instrumentos*. Servicio de Estudios del Banco de España. Serie A, nº 10.

- [28] Servicio de Estudios del Banco de España (1997). *La Política Monetaria y la Inflación en España*. Banco de España, Alianza Editorial.

- [29] Tsay, R. (1989). *"Testing and Modelling Threshold Autorregresive Processes"*. *Journal of the American Statistical Association*, 84, 231-90.

- [30] Tsiddon, D.(1993). *"The (Mis)Behaviour of Aggregate Price Level"*. *Review of Economic Studies* 60, 889-902.

Apéndice: Variables y Fuentes

Variables utilizadas: (Periodo muestral: 1977:3-1996:4)

Ecuacion de reacción de política monetaria:

i: Tipo de interés marginal de intervención día a día del Banco de España. Hasta Mayo de 1990 se recoge el valor de los Prestamos de Regulación Monetaria y a partir de dicho mes el tipo marginal de la subasta decenal de certificados de depósito (CEBES).

alp - alpo: Serie de desviaciones del crecimiento de la cantidad de dinero con respecto al objetivo de crecimiento anual. La serie está corregida de estacionalidad.

tcpd: Índice del tipo de cambio efectivo nominal frente a países desarrollados, expresado en logaritmos.

tcee: Índice del tipo de cambio efectivo nominal frente a países de la CEE, expresado en logaritmos.

tcdm: Tipo de cambio marco/pta, expresado en logaritmos.

π : Tasa de inflación interanual ($T_{1,4}$), obtenida a partir del Índice de Precios al Consumo expresado en logaritmos.

Fuentes:

- Boletín Estadístico del Banco de España (*y*, *alp*, *tcpd*, *tcee*, *tcdm* y π).
- Boletín Económico del Banco de España (datos del objetivo anual de crecimiento de la cantidad de dinero)

Apéndice de cuadros

Cuadro 1
Modelo de Hamilton para el crecimiento del PIB español
Periodo muestral 1970:1 1996:4 (Variable dependiente Δy_t)

Coefficientes estimados	Modelo de Hamilton	Modelo AR (4)
μ_r	0.46 (7.24)	0.10 (1.88)
μ_e	1.05 (3.23)	-
ϕ_1	1.57 (16.22)	1.08 (9.94)
ϕ_2	-1.24 (7.04)	-0.37 (2.29)
ϕ_3	0.93 (5.06)	0.16 (1.87)
ϕ_4	-0.40 (3.89)	-0.03 (0.23)
σ	0.04 (6.20)	0.10 (3.83)
p_{00}	0.90 (23.70)	-
p_{11}	0.83 (11.71)	-
Q(1)	-	0.94
Q(10)	-	12.3

Nota: Estadísticos t entre paréntesis; Q(.) es el estadístico Ljung-Box de correlación serial en los residuos.

Cuadro 2
Ecuación de reacción de política monetaria (Variable dependiente i_t)
Periodo muestral 1977:3- 1996:4

Regresores	Coefficientes estimados
<i>Constante</i>	-0.020 (0.59)
<i>Constante * D_{87:1}</i>	0.036 (2.12)
i_{t-1}	0.405 (2.15)
$(alp - alpo)_{t-1}$	0.867 (1.98)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \Delta tcpd_{t-i}$	-0.413 (3.30)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \Delta tcee_{t-i}$	-0.557 (2.49)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \Delta tcdm_{t-i}$	-0.137 (1.83)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \pi_{t-i}$	0.427 (2.43)
R^2	0.692
<i>Durbin - h</i>	0.246
σ_ϵ	0.027
$Q(1)$	1.45
$Q(10)$	16

Nota: Estadísticos t entre paréntesis

Cuadro 3
Modelo con shocks no anticipados condicionado al estado de la economía
en el momento en que se producen. (Variable dependiente Δy_t)

Coefficientes estimados	Modelo con shocks no anticipados
μ_r	0.52 (5.66)
μ_e	0.85 (3.46)
ϕ_1	1.54 (12.83)
ϕ_2	-1.23 (6.47)
ϕ_3	0.75 (4.16)
ϕ_4	-0.18 (1.80)
β_{0r}	-0.09 (5.29)
β_{0e}	-0.07 (6.60)
β_{1r}	0.05 (1.66)
β_{1e}	-0.01 (0.68)
β_{2r}	0.04 (2.76)
β_{2e}	-0.04 (2.80)
β_{3r}	0.04 (2.00)
β_{3e}	0.03 (1.17)
β_{4r}	0.05 (2.67)
β_{4e}	0.03 (1.00)
σ	0.02 (5.19)
p_{00}	0.90 (6.16)
p_{11}	0.69 (20)

Nota: Estadísticos t entre paréntesis

Cuadro 4
Modelo incluyendo shocks no anticipados de política monetaria
condicionado al estado actual (Variable dependiente Δy_t)

Coefficientes estimados	Modelo con shocks no anticipados
μ_r	0.74 (3.52)
μ_e	1.13 (5.13)
ϕ_1	1.68 (21.00)
ϕ_2	-1.33 (9.50)
ϕ_3	0.80 (7.32)
ϕ_4	-0.40 (5.42)
β_{0e}	-0.01 (3.75)
β_{0r}	-0.09 (1.36)
β_{1e}	-0.02 (2.59)
β_{1r}	-0.06 (2.00)
β_{2e}	-0.02 (4.75)
β_{2r}	0.009 (0.008)
β_{3e}	0.03 (1.30)
β_{3r}	0.05 (3.83)
β_{4e}	0.02 (0.77)
β_{4r}	0.006 (0.66)
σ	0.03 (5.79)
p_{00}	0.96 (9.99)
p_{11}	0.86 (39.56)

Nota: Estadísticos t entre paréntesis

Cuadro 5
Modelo con tipo de interés marginal de intervención condicionado al
estado en el momento que se produce el cambio (V. dependiente Δy_t)

Coefficientes estimados	Modelo con tipo marginal de intervención
μ_r	0.47 (1.89)
μ_e	0.81 (1.86)
ϕ_1	1.64 (14.90)
ϕ_2	-1.26 (6.63)
ϕ_3	0.69 (4.25)
ϕ_4	-0.18 (2.57)
β_{0r}	-0.034 (3.27)
β_{0e}	-0.006 (1.51)
β_{1r}	0.04 (1.51)
β_{1e}	0.026 (3.22)
β_{2r}	0.002 (1.66)
β_{2e}	-0.024 (3.06)
β_{3r}	-0.012 (1.30)
β_{3e}	0.014 (1.88)
β_{4r}	-0.003 (1.53)
β_{4e}	0.006 (1.30)
σ	0.02 (5.88)
p_{00}	0.91 (26.10)
p_{11}	0.61 (5.47)

Nota: Estadísticos t entre paréntesis

Cuadro 6
Modelo incluyendo el tipo de interés marginal de intervención
condicionado al estado actual (Variable dependiente Δy_t)

Coefficientes estimados	Modelo con tipo marginal de intervención
μ_r	0.55 (1.85)
μ_e	1.20 (1.89)
ϕ_1	1.55 (14.15)
ϕ_2	-1.49 (8.26)
ϕ_3	1.21 (6.82)
ϕ_4	-0.43 (4.09)
β_{0r}	0.008 (1.42)
β_{0e}	0.003 (1.18)
β_{1r}	-0.029 (3.02)
β_{1e}	0.022 (1.99)
β_{2r}	-0.055 (2.75)
β_{2e}	-0.025 (4.14)
β_{3r}	-0.051 (1.39)
β_{3e}	-0.012 (3.37)
β_{4r}	-0.04 (1.53)
β_{4e}	-0.02 (1.10)
σ	0.03 (5.21)
p_{00}	0.94 (26.77)
p_{11}	0.80 (7.13)

Nota : Estadísticos t entre paréntesis

Cuadro 7
Modelo con probabilidades de transición variables

Periodo muestral 1977:3-1996:4	Coefficientes
μ_r	0.52 (3.25)
μ_e	1.55 (1.80)
ϕ_1	1.30 (11.48)
ϕ_2	-0.66 (7.53)
ϕ_3	0.35 (3.45)
ϕ_4	-0.12 (2.09)
σ	0.05 (4.77)
θ_{0r}	0.84 (15.75)
θ_{1r}	0.22 (3.78)
θ_{2r}	0.44 (1.77)
θ_{0e}	-0.98 (6.84)
θ_{1e}	-0.25 (5.62)
θ_{2e}	-0.51 (2.08)

Nota: Estadísticos t entre paréntesis

Cuadro 8

Efecto de un cambio en el tipo de interés sobre las probabilidades de transición

Probabilidad crecimiento moderado a expansión	$\Delta i = 0$	$\Delta i = 0.25$	$\Delta i = 0.5$	$\Delta i = 0.75$	$\Delta i = 1$
	0.125	0.125	0.125	0.125	0.125
	0.125	0.119	0.113	0.107	0.101
	0.125	0.112	0.100	0.089	0.080
	$\Delta i = -0.25$	$\Delta i = -0.5$	$\Delta i = -0.75$	$\Delta i = -1$	
	0.125	0.125	0.125	0.125	
	0.132	0.139	0.147	0.154	
	0.140	0.155	0.173	0.192	
	$\Delta i = 0$	$\Delta i = 0.25$	$\Delta i = 0.5$	$\Delta i = 0.75$	$\Delta i = 1$
	0.527	0.527	0.527	0.527	0.527
Probabilidad expansión a crecimiento moderado	0.527	0.543	0.558	0.573	0.589
	0.527	0.558	0.589	0.618	0.647
	$\Delta i = -0.25$	$\Delta i = -0.5$	$\Delta i = -0.75$	$\Delta i = -1$	
	0.527	0.527	0.527	0.527	
	0.512	0.496	0.480	0.465	
	0.496	0.465	0.434	0.403	

Apéndice de graficos

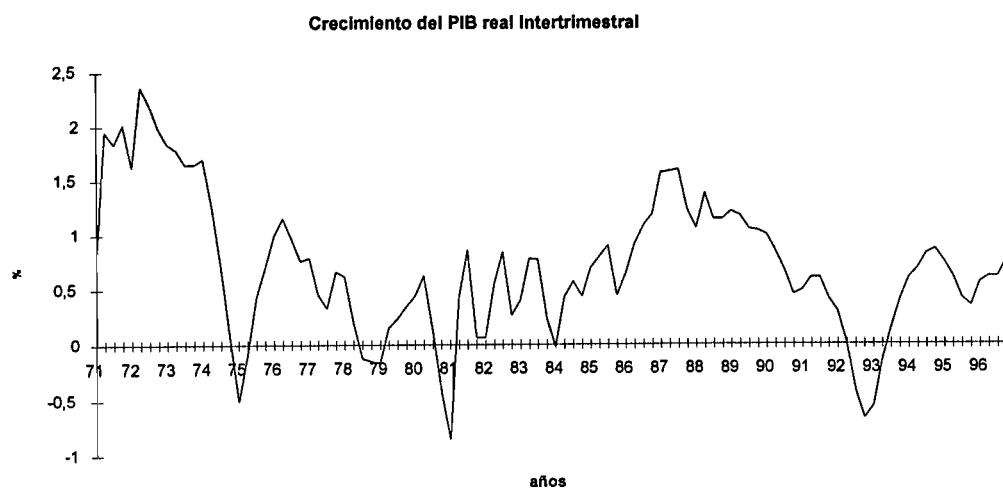


Gráfico 1. Crecimiento del PIB real español

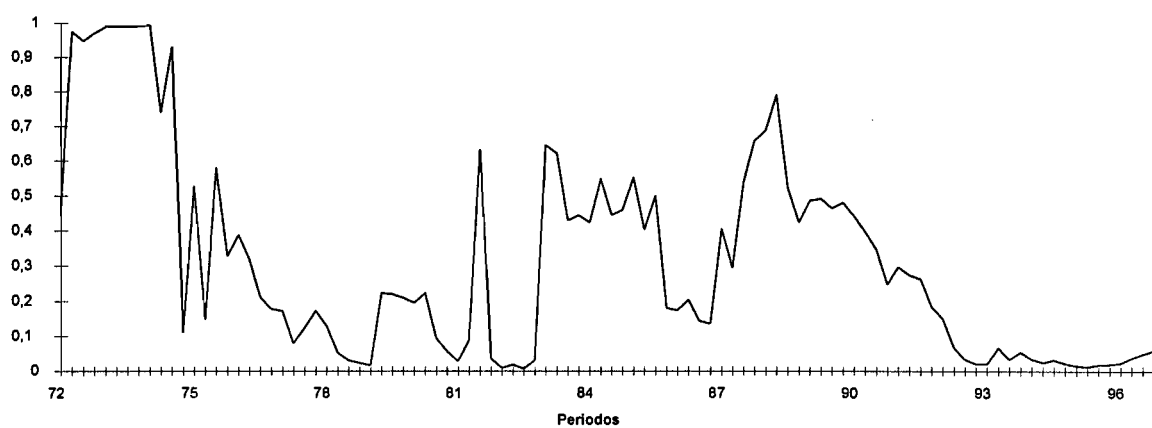


Gráfico 2. Probabilidades filtradas de expansión.

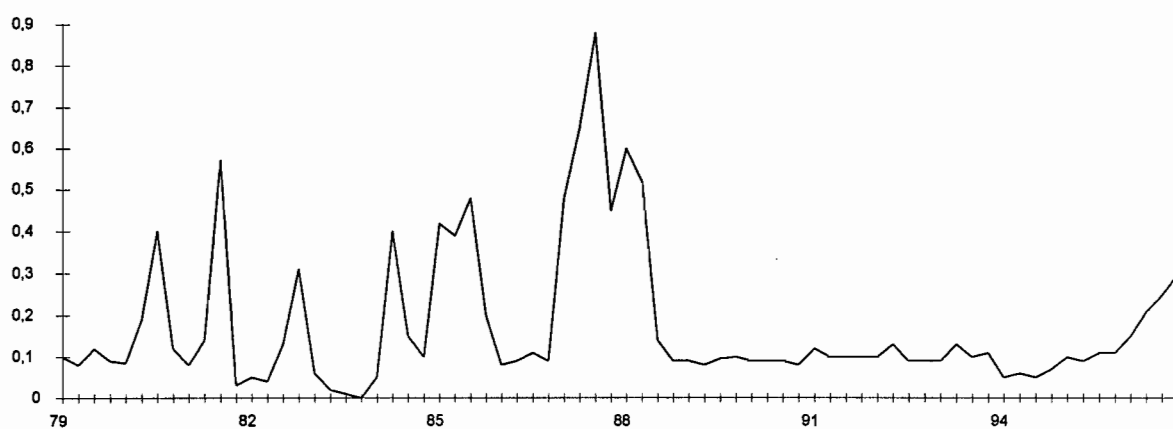


Gráfico 3. Probabilidades filtradas de expansión para un modelo de crecimiento del PIB condicionado al estado en el momento en que se produce un shock no anticipado de política monetaria

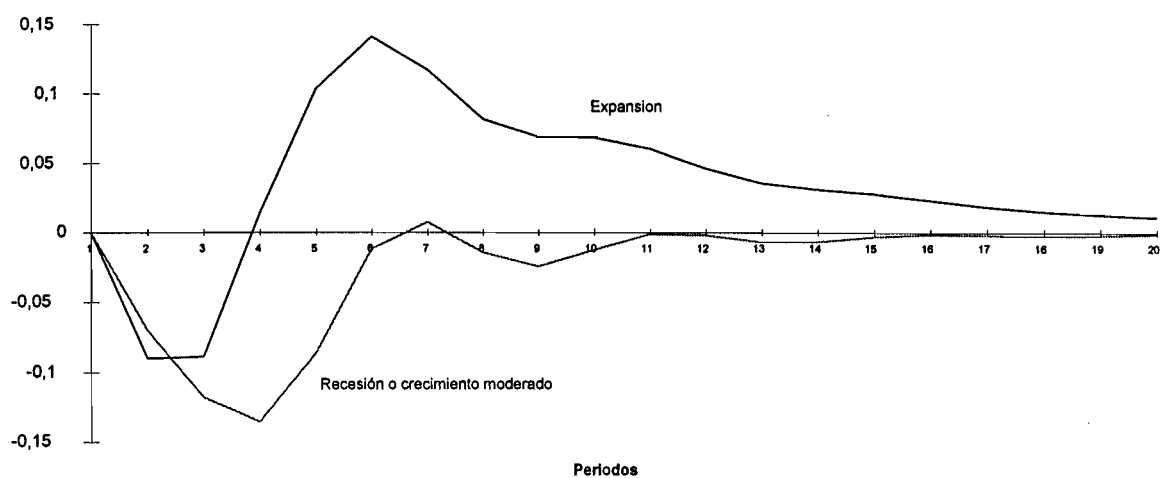


Gráfico 4. Efecto sobre el crecimiento del PIB de un aumento no anticipado del tipo de interés marginal de intervención condicionado a cual sea la fase ciclica en el momento que se produce

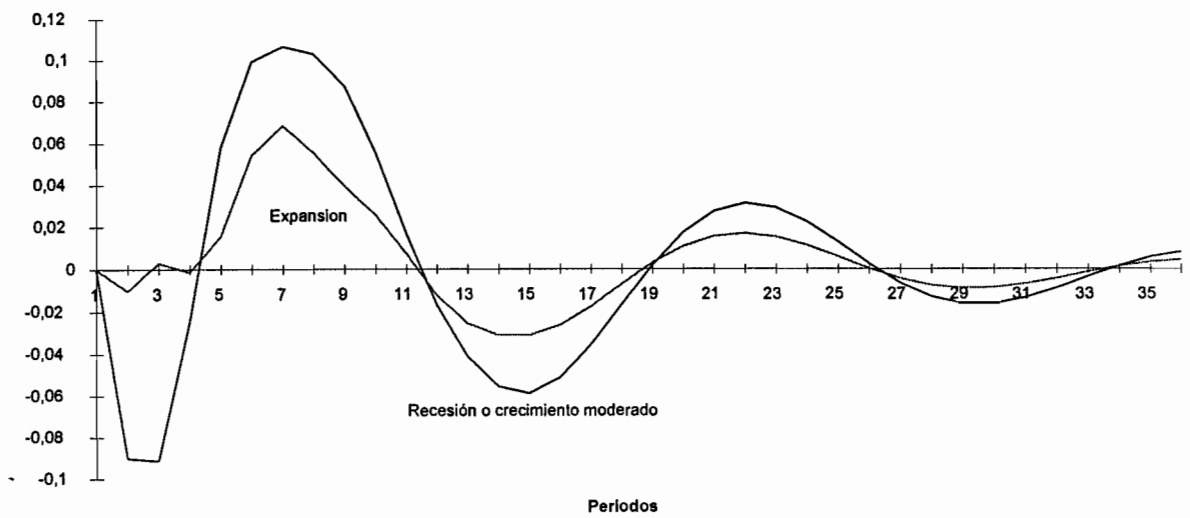


Gráfico 5. Efecto sobre el crecimiento del PIB de un aumento no anticipado del tipo de interés marginal de intervención condicionado a la fase cíclica actual de la economía

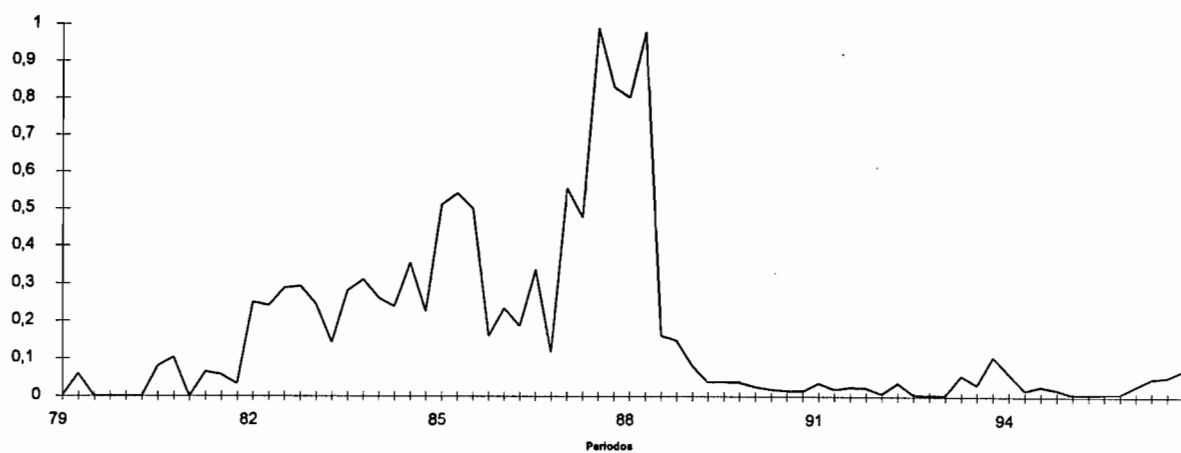


Gráfico 6. Probabilidades filtradas de expansión para un modelo de crecimiento del PIB incluyendo el tipo marginal de intervención como variable explicativa

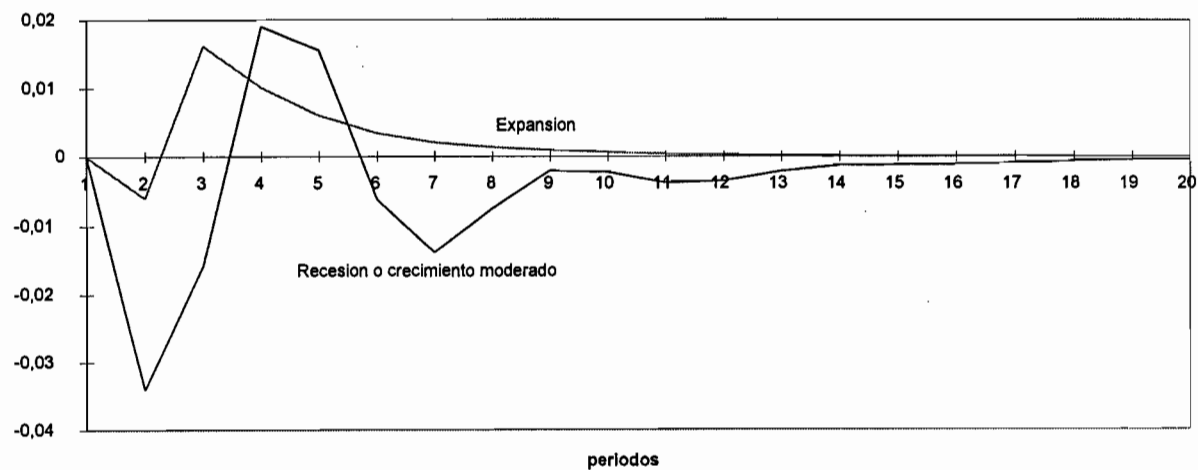


Gráfico 7. Efecto sobre el crecimiento del PIB de un aumento en el tipo de interés marginal de intervención condicionado al estado de la economía en el momento que se produce.

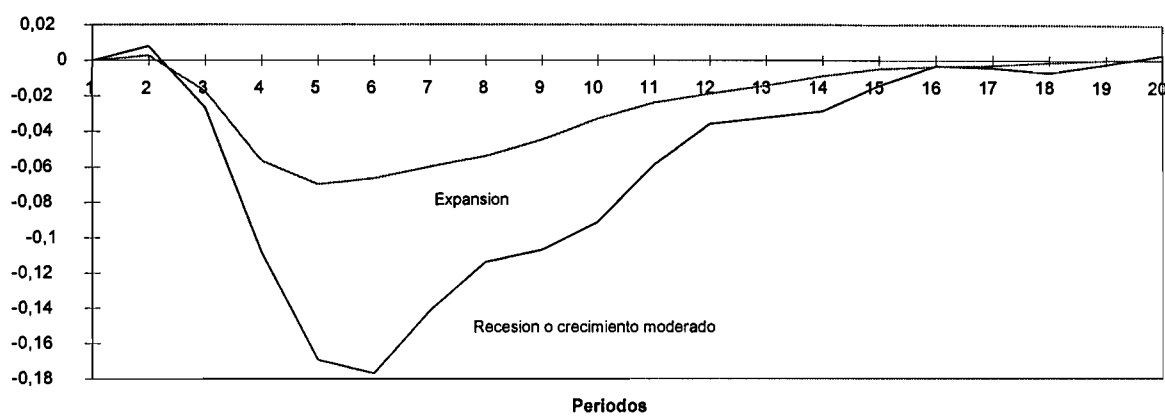


Gráfico 8. Efecto sobre el crecimiento del PIB de un aumento en el tipo de interés marginal de intervención condicionado al estado actual de la economía

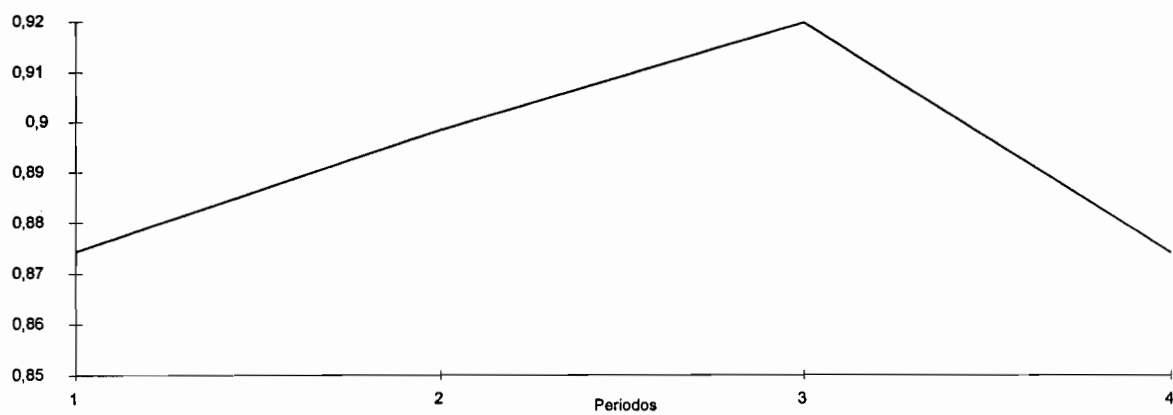


Gráfico 9. Efecto de un aumento en un punto porcentual del tipo marginal de intervención sobre la probabilidad de una recesión